

## 《論 文》

# 労働需要の変化に伴う労働供給フローの変化が失業に及ぼす効果\*

## —日本のマクロデータによる実証分析—

宮 本 大

Effects on Unemployment by Labor Demand through Labor Supply Flows:  
Empirical Analysis by Japanese Macro Data

DAI MIYAMOTO

キーワード

失業 (Unemployment), 労働需要 (Labor Demand), 労働供給フロー (Labor Supply Flow), 就業意欲喪失効果 (Discouraged Worker Effect), 追加的労働力効果 (Additional Labor Force Participation Effect)

### I 問題意識

1970年代の初めに1%台であった失業率は二度の石油危機を経て2%台へ上昇するものの依然として低い水準を維持していた。しかしバブル経済が崩壊した1990年代前半以降、長期不況のあおりをうけて急速に上昇し、その結果、失業率は2002年に5.4%と過去最高を記録することとなった。その後、一旦4%を切る水準へと低下したが、2007年以降、世界的な金融危機などによる経済状態の悪化に伴い、ふたたび5.0%を超える高水準となっている(図1参照)。こうした失業は労働力配分における非効率な状況のみならず、近年では犯罪や自殺との関係も指摘されており、今日の高い失業率は日本の経済社会において改善すべき喫緊の課題と

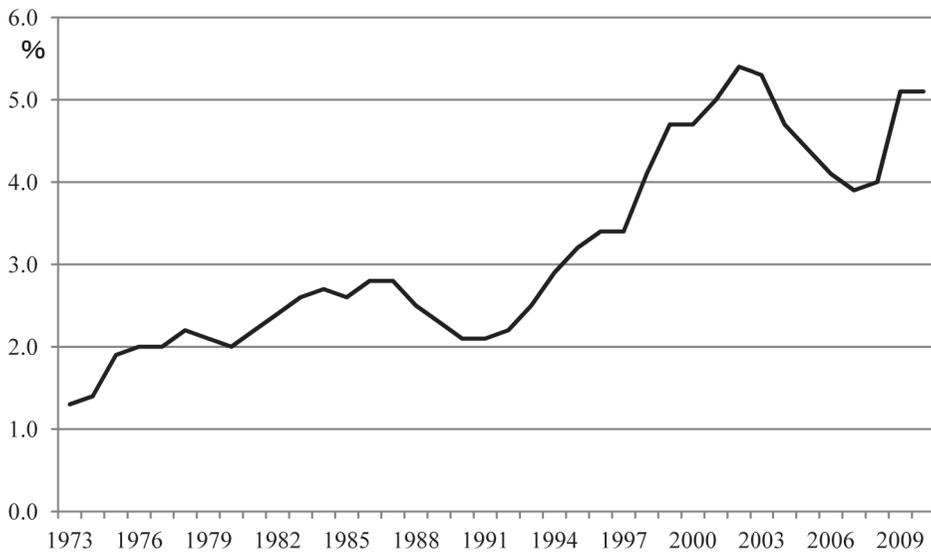
なっている<sup>1)</sup>。

図1のように失業率は1980年代まで相対的に低かったためにそれほど問題視されず、このころの失業研究は、インフレと失業の関係を示すフィリップス曲線やUVモデルを利用した構造的・摩擦的失業と循環的失業との失業率分解の計測など、主として失業構造の検証が中心であった。しかし1990年代に入り、失業率の高まりが無視できない状態になると、急速に研究蓄積が進み、失業率の分解だけでなく、失業率の地域格差、そして失業率の決定要因に関する研究などへと広がりを見せている。たとえば大竹・太田(2002)は、失業率を説明する変数として離職率、経営上都合離職割合、高齢者失業者比率、雇用保険受給比率などを用い、UV曲線とフィリップス曲線の推計を通じて、1990年代後半における失業率の急上昇は、需要不足の影響が大きいものの構造的・摩擦的失業も同時に増加していること、また雇用保険が求職意欲を低下させていることなどを明らかにしている。また、勇上(2005)は、都道府県別の失業率の格差を検討し、失業率の地域間格差に対し

\* 本研究は2012年度日本経済学会春季大会(於北海道大学)における報告論文「失業に対する労働供給の影響—マクロデータによる分析—」を大幅に加筆修正したものである。同大会では参加者から有益なコメントを頂戴した。とりわけ討論者の勇上和史氏(神戸大学)には丁寧且つ多くの重要なご指摘を頂いた。ここに記して感謝する次第である。

また本研究では多くの指摘を受けたにもかかわらず一部しか対応できていないことから残された点については今後の研究の課題とする。なお本研究に含まれる誤りは当然のことながら著者の責である。

1) 失業と犯罪や自殺との関係については澤田・崔・菅野(2010)、大竹・小原(2010)など



データ出典：総務省統計局『労働力調査』

図1 完全失業率の推移：1973—2010

て、年齢（階層）、学歴、性別、産業構造の順に大きな影響を及ぼしていることを明らかにした。さらに太田（2005a）は、若年労働市場の地域特性について新卒求人が少ない県、中小・零細企業が多い県、そして非正規従業員比率の高い県で若年失業率が高くなり、需要、企業規模、雇用形態などが規定要因となっていることを示している。

これらのほかにも失業の決定要因を明らかにしてきた数多くの先行研究があるが、その多くはUV分析のように欠員率によって労働需給の量的要因を一つの変数で取り扱う分析や需要の量的要因のみを取り扱う研究であった。しかし近年、少子高齢化の進展だけでなく、50%を超えた大学進学率が更に上昇することが予測されるなど、今後の労働力不足が懸念される一方、女性の社会進出の拡大や定年延長といった労働供給を解消する施策が相次いで実施されるなど大きく労働供給が変化しているにも関わらず労働供給の変化が失業に及ぼす影響に注目した研究は管見の限り十分とはいえない<sup>2)</sup>。

このような状況の中でTachibanaki and Sakurai (1991) は、女性の労働供給行動、特

に不況期における就業意欲喪失効果と追加的労働力効果（不況期に家計補助のためパートにできるなどの供給増加効果）に焦点をあて、それが失業にどのような影響を及ぼしているかを検討している。日本の場合、相対的に就業意欲喪失効果が大きく、この効果によって失業の高まりが低く抑えられていることを示した。また最近ではGenda, Teruyama, Ohta, Kambayashi and Ishihara (2007) がマクロレベルにおいて高齢者労働供給の増加と失業の関係を検証している。失業構造の年齢要因分解によって米国では高齢者の労働供給の変化は失業率を低下させていることが見いだされたが、日本ではほとんど失業率に変化を与えていないことが確認された。これは高齢者が年金などの問題によってなかなか労働市場から退出できないために高齢層の失業率が高止まりすることが影響していると指摘している。これらの先行研究は、いずれも労働供給が失業率に影響を及ぼしていることを示し

2) ただし本研究にも関係する労働供給行動の変化を検証した研究は数多くなされている。たとえば樋口・山本（2002）、吉田（2005）、黒田・山本（2008）、石井・黒澤（2009）など

ているといえよう<sup>3)</sup>。

これら二つの先行研究は本研究の問題意識と重なるものであるが、Tachibanaki and Sakurai (1991)は1980年代半ばまで、またGenda, et al. (2007)はほぼ1990年代までのデータであるため、2000年代ないし直近の労働供給の変化を反映しておらず、近年の労働供給に対する施策の実施などを考慮すれば、これまで以上に労働供給が失業に影響を及ぼす可能性は高く、それがどのような影響なのかを分析する意義は高いと考えられる。さらに、こうした就業意欲喪失効果や追加的労働力効果などの労働供給フローを検討するには通常フローデータを利用する必要があり、総務省『労働力調査』などを特別に再集計しなければならない。そのためには個票データへのアクセスが必要となるが、近年、個票へのアクセスは容易になりつつあるものの依然として誰でも利用可能な訳ではない。それゆえ、本研究では公表された集計データを用いてフロー変数を検討しようとする試みでもある。言い換えれば、フローモデルに対するストック分析アプローチと言えよう。

以上より、本研究では、2000年以降のマクロデータを利用して労働需要と労働供給の関係が失業に対してどのような影響を及ぼしているかを明らかにすることを目的とする。また本研究は失業と労働供給の一関係の検証結果を提示することを通じて今後の労働力不足やそれに対する効果的な取り組みは何かという議論を喚起する副次的な目的も含む。

本研究の構成は以下の通りである。次節では、本研究で取り扱う労働需要と労働供給の関係から失業への影響を理論的に考察する。3節では、分析モデルと分析に使用するデータを説明し、使用データから主要な変数の変化を概観する。4節では、分析モデルの推計結果を示し、結果の解釈を示す。最後に得られた知見と研究の課題および展望を述べ、結語とする。

3) 先述した勇上(2005)でも、労働供給と失業率の関係が見出されており、失業率が高い地域ほど求職意欲喪失効果が大きいことが指摘されている。

## II 労働需要、労働供給、失業の関係

一般的に、失業率は下式のように失業者数 $U$ を労働力人口 $LF$ で除して計算される。失業者数は労働需要の大きさに依存し、たとえば景気が好転し労働需要が増加すると、失業者数は減少し、失業率も低下するといった負の関係をもつ。

$$u = \frac{U}{LF}$$

しかし労働需要の変化に伴う失業への変化はそうした直接的な影響に留まらず間接的な効果が存在する。よく知られる効果としてTachibanaki and Sakurai (1991)のみならず多くの研究によって議論されている女性の労働供給行動がある。労働市場環境が好転し労働需要が増えると、世帯における主たる家計維持者(主として男性)の所得増に伴い、これまで家計補助のために働いていた世帯構成員(主として女性)が非労働力化すること(追加的非労働力効果)が確認されている<sup>4)</sup>。また労働需要の増加は労働市場において就業先を見つけることが容易になることから、これまで非労働力化していた人が労働力化するという就業意欲効果も存在する。こうした相反する変化は労働需要が減少する場合にも起こる。このように労働需要の変化に伴う労働供給の変化は失業に対してどのような影響を及ぼすのであろうか。

就業意欲効果のようにこれまで非労働力であった人々が労働力化する場合、労働市場では労働供給曲線の外側シフトが生じる。このとき労働市場では超過供給によって失業が発生(増加)する。完全競争市場であれば賃金低下を通じて労働サービスの需給を一致させるように市場メカニズムが作動し、最終的に失業は解消されるが、現実の労働市場では賃金の下方硬直性

4) 日本女性の労働供給構造を分析した吉田(2005)において用いられている「追加的労働力効果」という用語を参考として、この追加的労働力効果の逆の効果であることから「追加的非労働力効果」と呼ぶことにする。

など様々な原因によって失業が解消されないままとなる。つまり他の事情を一定にすると労働供給の拡大は失業を増加させ、労働供給と失業の間には正の関係がある。

以上の議論から労働需要の変化は労働供給フローに変化をもたらし、労働供給ストックを変化させる。そして最終的に失業に影響を及ぼすと考えられる。この効果は以下のようにまとめられる(図2参照)。

こうした労働需要の変化に伴う労働供給を通じた失業への影響は相反する効果が同時に発生し、結果的に失業の変化をより強めるのか、それとも抑えるのかは、それぞれの効果の大小関係に依存し、事前には確定的でない。

ここで労働供給フローと失業の関係をマクロの労働供給構造においてみていこう(図3)。まずはストックについて、 $U$ は失業者、 $E$ は就業者であり、 $U+E (=LF)$ は労働力となる。

そして $N$ は非労働力である。次にフローは、たとえば $EU$ は前期に就業状態だった人が今期には失業状態となった人数を示す。

このように人々が3つのストック間を移動し、今期の失業者、就業者、労働力人口(非労働力人口)、さらには失業率が決定される。こうした労働供給フローと失業の関係を考慮すると、前期(-1の添え字)と今期の失業者数の差を以下のように表すことができる<sup>5)</sup>。

$$U - U_{-1} = EU + NU - UE - UN \quad (1)$$

また(1)式はそれぞれ前期の数と移動確率によって

$$\begin{aligned} U - U_{-1} &= euE_{-1} + nuN_{-1} - ueU_{-1} - unU_{-1} \\ U &= euE_{-1} + nuN_{-1} + (1 - ue - un)U_{-1} \quad (2) \end{aligned}$$

と変形できる<sup>6)</sup>。この(2)式の両辺を $E_{-1} + U_{-1}$ で割り、さらに左辺を $E + U$ 、右辺の $N_{-1}$ 項を



図2 労働供給を経由する二つの効果

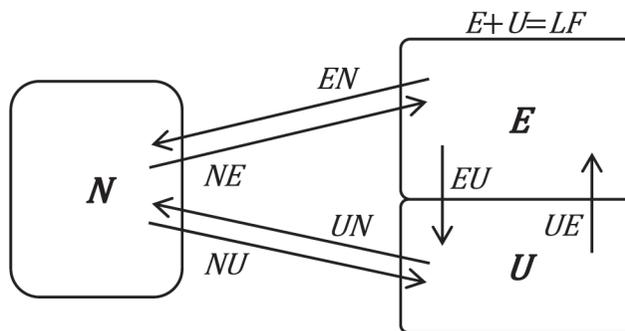


図3 労働供給構造

5) ここでの労働供給フローと失業の関係は太田(2005b)の理論展開に依拠している。また、このほかMarston(1976)やEhrenberg and Smith(2009)による太田と異なる理論展開もある。

前期の15歳以上人口 $L_{-1}$ で処理すると

$$\frac{U}{E+U} \cdot \frac{E+U}{E_{-1}+U_{-1}} = eu \frac{E_{-1}}{E_{-1}+U_{-1}} + nu \frac{N_{-1}/L_{-1}}{(E_{-1}+U_{-1})/L_{-1}} + (1 - ue - un) \frac{U_{-1}}{E_{-1}+U_{-1}} \quad (3)$$

となる。ここで  $\frac{U}{E+U} = u$  (失業率),  $\frac{E+U}{E_{-1}+U_{-1}} = g + 1$  ( $g$  は労働力成長率),  $l$  を労働力率とすると

$$u \cdot (g + 1) = eu(1 - u_{-1}) + nu \frac{1-l_{-1}}{l_{-1}} + (1 - ue - un)u_{-1}$$

と整理できる。次に、両辺に前期の労働力率を掛け、さらに今期と前期の失業率が等しい定常状態 ( $u = u_{-1} = u^*$ ) を仮定すると、定常状態における失業率、すなわち自然失業率は各労働供給フローの移動確率、労働力成長率そして前期の労働力率の関数として示すことができる。

$$u^* \cdot l_{-1}(g + eu + ue + un) = l_{-1}eu + nu(1 - l_{-1})$$

$$\therefore u^* = \frac{eu \cdot l_{-1} + nu(1 - l_{-1})}{(g + eu + ue + un) \cdot l_{-1}} \quad (4)$$

この(4)式を用いて非労働力と労働力間の移動について、まず就業意欲効果や追加的労働力効果といった非労働力から労働力への移動は $nu$ 、就業意欲喪失効果や追加的非労働力効果といった労働力から非労働力への移動は $un$ によってとらえられているとみることができる。また各移動確率は前期の労働力率との積となっており、各移動確率が失業率へ及ぼす影響は前期の労働力率、つまり労働供給の量的な側面に依存していることがわかる。ここで $nu$ と $un$ の偏微分係数を計算し、比較静学を行うと

$$\frac{\partial u^*}{\partial nu} = \frac{1}{g} \cdot \frac{1-l_{-1}}{l_{-1}} > 0 \quad (5)$$

6) たとえば $eu$ は就業者から失業者へ移動した人数を前期の就業者数で除した値であり、これは移動確率と読むことができる。

$$\frac{\partial u^*}{\partial un} = -\frac{1}{G^2} \cdot \frac{eu \cdot l_{-1} + nu(1-l_{-1})}{l_{-1}} < 0 \quad (6)$$

ただし  $G = g + eu + ue + un$

となり、非労働力から労働力への移動 ( $nu$ ) によって失業率は上昇する一方、労働力から非労働力への移動 ( $un$ ) によって失業率が低下する効果が示された。この点は先の図2での議論と整合的な結果として表れている。

以上より、前期の労働供給の状況に依存して労働供給フローの効果は変化するが、労働市場へのインフロー (非労働力→労働力) とアウトフロー (労働力→非労働力) のどちらの効果も大きいかについては実証分析によって明らかにすべき問題となる。

### III 分析モデルおよび使用データ

この節では分析モデルと使用データについて説明する。分析モデルは最初に述べた通り、ストック分析を通じて労働供給フローの効果にアプローチすることを念頭に設定する。まず前節の理論的考察では、前期の労働供給状態の多寡 (労働力率の大小) が労働需要の変化に伴う労働供給フローの失業への効果に影響していたことから労働需要と前期の労働供給の交差項を利用して労働供給状態の違いによる労働需要の効果を検証する。さらに労働需要増加の場合、労働市場のインフローは就業意欲効果、アウトフローは追加的非労働力効果であるが、減少の場合、インフローは追加的労働力効果、アウトフローは就業意欲喪失効果と増減でそれぞれ異なることから労働需要が減少する時期をダミー変数で識別し、それぞれの労働需要要因と交差項を利用して、どのフローの効果が強いかを検証できるようにする。これらの点を踏まえて本研究では先述した先行研究の勇上 (2005) が用いている線形の失業率関数を応用して以下の推定モデルを設定する。

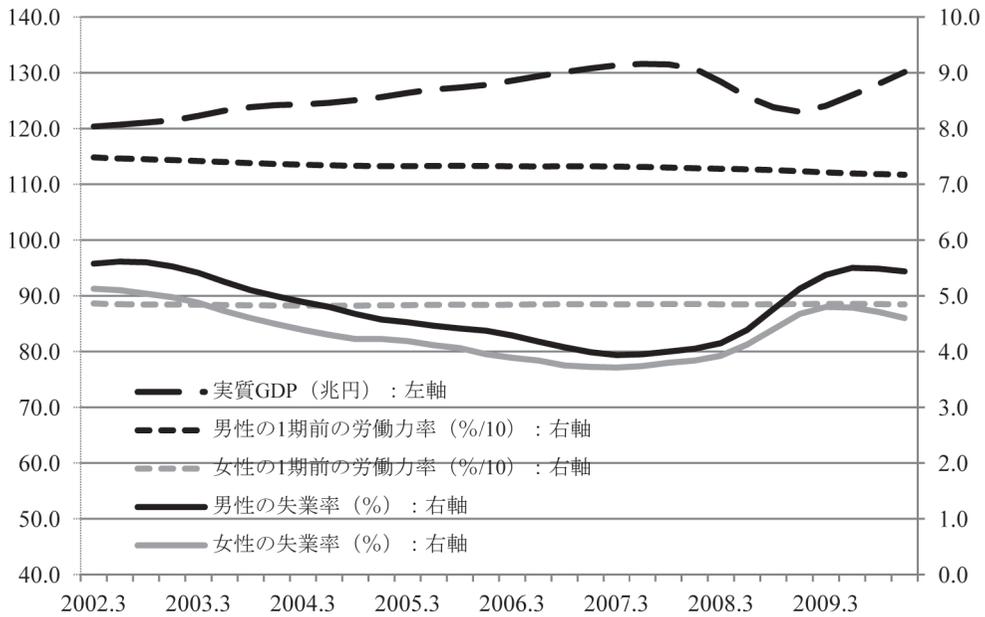


図4 失業率・実質GDP・1期前の労働力率の推移

$$\begin{aligned}
 u_{it} = \alpha_0 & + \alpha_1 LD_{it} \\
 & + \alpha_2 LD_{it} \cdot LS_{it-1} \\
 & + \alpha_3 LD_{it} \cdot LS_{it-1} \cdot Dd_{it} \\
 & + \alpha_4 LS_{it-1} + \alpha_5 LD_{it} \cdot Dd_{it} + \alpha_6 Dd_{it} + \alpha X_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

まず被説明変数  $u_{it}$  は、性・年齢階層別の失業率を利用する。次に説明変数について  $LD_{it}$  は労働需要の代理指標として実質GDPを、 $LS_{it-1}$  は1期前の労働供給状態を示す指標として1期前の性・年齢階層別の労働力率を、 $Dd_{it}$  は実質GDPが前期比マイナスとなった期を識別するダミー変数（以下、需要マイナスダミー変数と呼ぶ）を用いた。また  $X_{it}$  は女性ダミー変数、年齢階層ダミー変数、性・年齢階層別の製造業就業者比率、トレンド変数を用いて失業率に影響を及ぼす他の要因をコントロールする。さらに  $\alpha_0$  は定数項、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。

以上の回帰分析では総務省統計局『労働力調査』の2002年第3四半から2010年第2四半期までの8年間、計32期の四半期データを用いる<sup>7)</sup>。なお使用するデータはすべて中心化移動平均によって季節調整を行った。次に、このデータの

年齢階層は20-24歳層から各年代を前半と後半に分ける10区分とし、性別で各10グループの計20グループのパネルデータとして取り扱うことができる。それゆえ本研究における失業率関数の推定方法は、固定効果モデルおよび変量効果モデルによるパネル分析を行う。

推計を行う前に、実質GDPおよび性別の失業率、1期前の労働力率の推移から分析データの変化をみておく<sup>8)</sup>（図4参照）。まず実質GDPは、2002年1月から2008年2月の73か月景気が拡大したとする内閣府の景気基準日付に沿う形で2002年第3四半期から2007年第4四半期まで成長している。その後、世界的な金融危機に伴う景気悪化のために2008年第2四半期から6期連続でマイナス成長となり、経済規模も-6.7%と大きく縮小することとなった。

7) なお近年、長期失業者が増加傾向にあるが、労働政策研究・研修機構（2011）によると、2000年代の失業継続期間（男女計）は概ね4か月前後で推移していることが確認できる。つまり約1四半期前の労働供給状況をベースとして今期の失業率が決定されていると考えられ、本研究で用いる四半期データの妥当性を高めているといえよう。

8) その他の変数の記述統計量は巻末の付表1を参照。

表1 失業率関数の推定結果1

		被説明変数: 失業率					
		固定効果モデル①		変量効果モデル		固定効果モデル②	
		Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
$LD_{it}$	$\alpha_1$	-0.1666	0.018 **	-0.1731	0.019 **	-0.1119	0.019 **
$LD_{it} \cdot LS_{it-1}$	$\alpha_2$	-0.0005	0.000 *	-0.0004	0.000 +	-0.0005	0.000 *
$LD_{it} \cdot LS_{it-1} \cdot Dd_{it}$	$\alpha_3$	-1.23E-05	1.54E-05	-6.96E-06	1.56E-05	—	—
	$\alpha_0$	-321.2757	27.132 **	-320.7670	27.630 **	-135.7946	23.162 **
$LS_{it-1}$	$\alpha_4$	-0.0379	0.033	0.0131	0.031	-0.0544	0.035
$LD_{it} \cdot Dd_{it}$	$\alpha_5$	0.1196	0.015 **	0.1180	0.016 **	—	—
$Dd_{it}$	$\alpha_6$	-15.5848	1.953 **	-15.4610	1.989 **	—	—
女性ダミー		—	—	-1.5567	0.870 +	—	—
製造業就業比率		-0.0371	0.025	0.0063	0.023	-0.0848	0.027 **
トレンド		0.1767	0.014 **	0.1747	0.014 **	0.0819	0.012 **
サンプルサイズ		640		640		640	
R <sup>2</sup>		0.5564		0.5496		0.4688	
F値(※ Wald $\chi^2$ )		95.94		724.14 <sup>※</sup>		108.54	

注) 統計的有意水準は, \*\* 1%, \* 5%, +10%である。

Hausman検定 ( $\chi^2(6) = 15.63$ ,  $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0159$ ) の結果, 固定効果モデルが有意。

次に男性の失業率をみると, 2002年の5.6%という高い失業率は景気拡張と歩調を合わせて改善し, 2007年第3四半期には3.9%まで低下した。その後, 景気の急激な悪化をうけ, 2009年第3四半期には再び5%を超え, 直近データまで高い失業率の状態が続いている。また女性の失業率は, 基本的な推移は男性と同様であるが, 特徴として数値が男性よりも低く, また直近の動きなどをみると実質GDPとの連動性は男性よりも高いことが示唆される<sup>9)</sup>。また1期前の労働力率をみると, 男性は2002年第3四半期の74.8%から2010年第2四半期には71.7%と約3%低下したが, 女性は約48%でほとんど変化していない。

#### IV 分析と考察

推定結果をみる前に, パラメータの有意性と

9) 労働力率を制御変数とした失業率と実質GDPの偏相関係数を計測したところ, 男性は-0.835, 女性は-0.888であった。

符号について整理しておこう。まず $a_1$ は労働需要の直接的な失業への効果であることから統計的有意性に加え,  $a_1 < 0$ となることが予想される。次に $a_2$ は労働需要が増加するとき, 労働供給を通じた失業への効果とみなせる。もし $a_2$ が統計的に有意でないならば, 労働力率の大小にかかわらず労働需要が増加する際に生じる就業意欲効果と追加的非労働力効果に大きな差異がなく, 相殺しあっていると考えられる。一方, 有意ならば,  $a_2 < 0$ の場合, 直接的な失業改善をさらに促す効果があり, 追加的非労働力効果が就業意欲効果の影響を上回ると考えられる。逆に $a_2 > 0$ の場合, 直接的な失業改善を抑制する効果とみなされ, 就業意欲効果が強く表れる。さらに促進する効果も抑制する効果も労働力率が高いほど, その効果が高まるものと考えられる。同様に $a_3$ は労働需要が減少するときを考えると, もし $a_2$ が統計的に有意でないならば, 就業意欲喪失効果と追加的非労働力効果に大きな差異がないと考えられる。もし有意ならば,  $a_3 > 0$ の場合, 直接的な失

業悪化をさらに促す効果として追加的労働力効果が就業意欲喪失効果を上回る。逆に  $a_3 < 0$  の場合、直接的な失業悪化を抑制する効果として就業意欲喪失効果が強く表れていると考えられる。このときも労働力率が高いほど、その効果が高まることになる。

では推定結果をみていこう（表1参照）。まず、それぞれの分析結果のうちどれを採用するかについてHausman検定の結果、変量効果モデルよりも固定効果モデルが正しいとの結果を得たことから以下では固定効果モデルの推定結果を中心に議論する。

まずモデル①の結果によると、パラメータ  $a_1$  の符号はマイナスで、かつ統計的有意となり、予想通り労働需要は失業率に対して負の効果をもつことが示された。次にパラメータ  $a_2$  も統計的に有意となり、さらに符号がマイナスであった。このことから労働需要が増加するとき失業率は低下するが、その際、労働供給を通じた間接的な効果によってさらに失業率が改善していることが確認できる。さらにこの効果は労働力率が高いほど、その効果が高まっている。次に、パラメータ  $a_3$  は、統計的に有意とはならなかった。つまり労働供給を経由して失業へ与える効果は労働需要の減少局面では追加的労働力効果と就業意欲喪失効果には大きな差異はないと考えられる。

こうした結果を考察しておこう。労働需要が増加するとき、失業率が労働供給行動を通じてさらに改善され、労働力率が高いほど効果が多いとの結果を得た。これは先述の通り、追加的非労働力効果が就業意欲効果を上回っていることが影響していると思われるが、その背景には次のような解釈が可能と考えられる。

まず労働力率が高いとは労働供給がひっ迫している状態と考える。このとき労働需要が増加すると就業意欲効果を通じて労働供給を増加させる。しかし労働供給がひっ迫状態にあるとき、労働市場に参入する非労働力プールが相対的に小さい状況にあるため就業意欲効果はそれほど大きくはならないと考えられる。しかし一

方で、労働需要の増加によって既存労働者の所得が増加し、それに伴い追加的非労働力効果が生じる。労働供給がひっ迫状態にあるため、既に労働市場には多くの家計を補助する目的で働く人が存在しており、労働市場から退出する労働者が相対的に多く現れると考えられる。その結果、就業意欲効果を上回る追加的非労働力効果が生み出され、労働力率が高いほどさらに失業改善効果が大きくなると考えられる。

こうしたシナリオは労働需要が減少するとき就業意欲喪失効果が追加的労働力効果を上回るものとして議論可能なはずであるが、今回の分析結果ではそのようにはならなかった。この点について触れておこう。この点については多くの解釈が可能であるため、ここでは今後の分析の方向性としていくつかの解釈を述べるにとどめる。まず実質GDPの前期比マイナスダミーは2007年後半からの景気後退による労働需要の悪化のみを捉える変数となっている。このことは季節調整の手法についての問題として、その他の期間における労働需要の微小な減少を消失させているために労働需要の減少という局面をうまく反映できていない可能性がある。この点については季節調整の手法を再検討する、もしくは雇用過不足DIや求人数の変化など労働需要を反映する別の指標を用いるなどによって再検討が必要である。

また労働需要の減少局面では主として追加的労働力効果を就業意欲喪失効果が上回る議論も期待されるが、実際の人々の労働供給行動を検討すると、1990年代のバブル経済崩壊以降の景気後退期には就業意欲喪失効果は高まらず、むしろ低下もしくは横ばい傾向となっていることが多くの研究によって確認されている<sup>10)</sup>。これは女性の社会進出や主たる家計維持者の恒常的な所得低下によって失業状態にあっても容易に労働市場から退出できなくなっているためである。さらにバブル経済崩壊以降の長期不況にお

10) 樋口 (2001), 三谷 (2003), 太田 (2005), 照山 (2010) など

いて若年層の不本意就職者が増加し、その結果、1990年代の後半に景気後退期にもかかわらず若年層離職は増加し、それが若年層の失業率の高騰を引き起こしている<sup>11)</sup>。つまり供給フローを経由しない労働需要の減少による直接的な失業率上昇効果が大きくなっている可能性がある。2000年代以降も若年層の就職状況が改善していないことを考慮すると、この時期、労働需要の減少局面では労働供給フローを通じた間接的な効果は相対的に低下しているのかもしれない。こうした点についてはまず女性や若年層の労働供給行動の変化をより詳細に検証し、その検証結果を元に失業との関係を分析する必要がある。

そのほかの結果もみておこう。まず1期前の労働力率 ( $a_4$ ) はいずれの分析でも統計的に有意とならず、労働力率の高さは失業の高さにつながるわけではない。また労働需要の減少 ( $a_5$ ) は符号がプラスで統計的に有意となり、労働供給を経由しない労働需要の直接的な効果は需要の増加局面で失業率は低下しやすく、減少局面で上昇しにくいという点が示唆される。このことは先の労働需要の減少局面で若年層における直接的な効果が上昇する議論と整合的でないように思われるかもしれないが必ずしもそうではない。このパラメータ  $a_5$  はあくまでも需要の増加と減少の間における相対的な効果の差異を示すものであり、若年層の議論は経年的な効果の高まりを意味するという違いがある。むしろトレンド項の結果が後者の議論を反映し、かつ整合的と言えよう。

## V まとめ

本研究は、労働需要、労働供給フローおよび失業の関係に注目し、そこで労働供給が果たす役割を中心に2000年以降のマクロデータを利用して検証してきた。

主要な知見は以下のとおりである。労働力率

が高い状態にあるほど労働需要が増加したとき、失業率がより改善され、労働供給の違いによって労働需要の失業への影響が異なることが示された。また労働供給の状況を一定としたときの労働需要の変化がもたらす失業への影響は、労働需要が減少するときよりも増加するときのほうが失業率に与える効果は大きく、労働需要の直接的な効果は失業を改善しやすく、しかし失業を悪化させにくいという非対称性のものであった。

最後に本研究に残される多くの課題の一部と今後の展望について述べる。推定結果の考察より、本研究は次の視点からの再検討が必要である。一つは、季節調整の手法を含めた労働需要の増減の変化を捉える別の変数による分析、二つには、女性や若者の労働供給行動が変化していることが示唆され、分析サンプルを性・年齢別に分けて分析を行うことが必要である。次に、二つ目の視点と関連しているが、本研究では失業への影響を考察してきたが、各属性別に労働需要と労働供給の関係についてのより詳細な考察は具体的な政策的含意を提示するためにも必要となろう。展望については樋口(1989)が古くから指摘してきたように、失業という指標だけで雇用状況を検討することは望ましいのかという点に対してである。本研究の考察でも失業は単に就業との裏返しではなく、雇用状況には非労働力を含めた三角関係が存在することが示された。雇用状況をより詳細に把握し、より適切な政策的な含意を得るには失業・就業・非労働力の包括的な検討が重要となるであろう。

## 【参考文献】

- Ehrenberg, R. G., and Smith, R. S., (2009) *Modern Labor Economics - Theory and Public Policy*, Tenth edition, Pearson Education Inc., Boston, MA, USA.  
Genda, Y., and Kurosawa, M., (2001) 'Transition from School to Work in Japan', *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4), pp.465-488.  
Genda, Y., Teruyama, H., Ohta, S., Kambayashi, R., and Ishihara, M., (2007) 'Ageing and employment in

11) 太田 (2000), Genda and Kurosawa (2001) など

- Japan', *Ageing and the Labor Market in Japan: Problems and policies*, eds. Hamada, K., and Kato, H., Edward Elgar, Cheltenham, UK/Northampton, MA, USA.
- Marston, S. T., (1976) 'Employment Instability and High Unemployment Rates', *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.169-203.
- Tachibanaki, T., and Sakurai, K., (1991) 'Labour supply and unemployment in Japan', *European Economic Review*, 35(8), pp.1575-1587.
- 石井加代子・黒澤昌子 (2009) 「年金制度改正が男性高齢者の労働供給行動に与える影響の分析」『日本労働研究雑誌』51(8), pp.43-64.
- 太田聰一 (2000) 「若者の転職志向は高まっているのか」『エコノミクス』第2章, 東洋経済新報社.
- 太田聰一 (2005a) 「地域の中の若年雇用問題」『日本労働研究雑誌』47(6), pp.17-33.
- 太田聰一 (2005b) 「フローから失業を考える」大竹文雄編『応用経済学への誘い』第3章, 日本評論社.
- 大竹文雄・太田聰一 (2002) 「デフレ下の雇用対策」『日本経済研究』44, pp.22-45.
- 大竹文雄・小原美紀 (2010) 「失業率と犯罪発生率の関係：時系列および都道府県別パネル分析」『犯罪社会学研究』35, pp.54-71.
- 黒田祥子・山本勲 (2008) 「異時点間の労働供給弾性値 (Frisch弾性値)の計測—わが国有配偶女性のマイク  
ロ・データを用いた検証」『三田商学研究』51(2), pp.77-92.
- 澤田康幸・崔允禎・菅野早紀 (2010) 「不況・失業と自殺の関係についての一考察」『日本労働研究雑誌』52(5), pp.58-66.
- 照山博司 (2010) 「1990年代以降の労働市場と失業率の上昇」『日本労働研究雑誌』52(4), pp.2-5.
- 樋口美雄 (1989) 「失業率指標への供給者行動からの接近」『三田商学研究』32(1), pp.85-114.
- 樋口美雄 (2001) 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 樋口美雄・山本勲 (2002) 「わが国男性高齢者の労働供給行動メカニズム—年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像」『金融研究』21, pp.31-77.
- 三谷直紀 (2003) 「労働」橋本俊詔編『戦後日本経済を検証する』第5章, 東京大学出版会.
- 勇上和史 (2005) 「都道府県データを用いた地域労働市場の分析—失業・無業の地域間格差に関する考察」『日本労働研究雑誌』47(6), pp.4-16.
- 吉田千鶴 (2005) 「1975から2000年における日本女性の労働供給構造—就業意欲喪失効果と追加的労働力効果の観点から」『経済系』222, pp.37-51.
- 労働政策研究・研修機構 (2011) 『ユースフル労働統計—労働統計加工指標集—2011』.

付表1 記述統計量

	単位	最小値	最大値	平均値	標準偏差
男性 (N=320)					
$LD_{it}$	兆円	120.4	131.6	126.2	3.357
$LD_{it} \cdot LS_{it-1}$		3628.9	12775.2	10628.7	2635.1
$LD_{it} \cdot LS_{it-1} \cdot Dd_{it}$		0.0	12764.9	2013.9	4350.0
$LS_{it-1}$	%	28.9	97.3	84.2	20.8
$LD_{it} \cdot Dd_{it}$		0.0	131.5	23.8	49.7
$Dd_{it}$		0	1	0.188	0.391
製造業就業比率	%	12.4	25.2	20.8	2.996
女性 (N=320)					
$LD_{it}$	兆円	120.4	131.6	126.2	3.357
$LD_{it} \cdot LS_{it-1}$		1587.5	10004.7	7592.7	2328.5
$LD_{it} \cdot LS_{it-1} \cdot Dd_{it}$		0.0	9965.3	1461.6	3211.7
$LS_{it-1}$	%	12.7	77.3	60.1	18.3
$LD_{it} \cdot Dd_{it}$		0.0	131.5	23.8	49.7
$Dd_{it}$		0	1	0.188	0.391
製造業就業比率	%	9.1	20.2	13.8	2.361